

физический институт (технический университет) 13. Домарев В. В. Защита информации и безопасность компьютерных систем К.: «Диасофт», 1999. 14. Еременко В. Т. Методологические подходы к оценке систем защиты информации по критерию "эффективность – стоимость". – Безопасность информационных технологий. Выпуск № 4, 1995 г. Московский государственный инженерно-физический институт (технический университет). 15. Закон Украины "О защите информации в информационных системах". 16. Закон Украины "Об информации". 17. Зарубежная радиоэлектроника (тематический выпуск по защите информации), 1989, № 12. 18. Концепция защиты средств вычислительной техники и автоматизированных систем от несанкционированного доступа к информации. Руководящий документ Гостехкомиссии России, М.: ГТК РФ, 1992. 19. Магауенов Р. Г. Основные задачи и способы обеспечения безопасности автоматизированных систем обработки информации М.: Мир безопасности, 1997. 20. Першин А. Организация защиты вычислительных систем "КомпьютерПресс", № 10, 1992. 21. Термины и определения в области защиты от НСД к информации. Руководящий документ Гостехкомиссии России, М.: ГТК РФ, 1992. 22. Ярочкин В. И. Безопасность информационных систем М.: Ось-89, 1996. 23. Eugene H Spafford. Security Seminar, Department of Computer Sciences, Purdue University, Jan 1996. 24. T D Garvey and Teresa F Lunt. Model based intrusion detection. In Proceedings of the 14th National Computer Security Conference, pages 372-385, October 1991.

УДК 621.396.6

## ПОМИЛКИ ДІАГНОСТУВАННЯ ЗАСОБІВ ТЗІ ЗАГАЛЬНОГО ПРИЗНАЧЕННЯ ПРИ АГРЕГАТНОМУ МЕТОДІ РЕМОНТУ

Лев Сакович, Олексій Мервінський\*, Олег Курченко

Київський військовий інститут телекомунікацій та інформатики,

\*Департамент спеціальних телекомунікаційних систем та захисту інформації СБУ

**Анотація:** Отримані аналітичні вирази з оцінки діагностичних похибок при використанні неоднорідних умовних алгоритмів діагностування в процесі ремонту засобів ТЗІ загального призначення агрегатним методом з використанням цифрових засобів вимірювання. Отримані результати доцільно використовувати при розробці діагностичного забезпечення перспективних зразків засобів ТЗІ загального призначення.

**Summary:** In paper the analytical expressions are obtained according to diagnostic errors at use of inhomogeneous conventional algorithms of diagnosing during repair of tools of an engineering guard of the information of common assignment by a modular method with use of digital tools of measurement. The obtained outcomes are expedient for using at development of diagnostic security of perspective samples of tools of an engineering guard of the information of common assignment.

**Ключові слова:** Засоби ТЗІ загального призначення, агрегатний метод ремонту, дерево логічних можливостей.

Одним з перспективних напрямків підвищення ефективності ремонту засобів ТЗІ загального призначення є впровадження агрегатного методу ремонту (АМР).

Під ремонтом технічних виробів розуміється комплекс операцій по відновленню їхнього працездатного стану і відновленню ресурсів виробів або їх складових частин [1]. Стан виробу називається працездатним, якщо він здатний виконувати всі необхідні функції [2]. Розрізняють плановий, проведення якого регламентується нормативною документацією, і неплановий види ремонтів. Ці види ремонтів можуть виконуватися знеособленим методом, коли не зберігається приналежність відновлених складових частин до визначеного екземпляра технічного виробу. Знеособлений метод ремонту технічних виробів, при якому несправні агрегати замінюються новими або заздалегідь відремонтованими, називається агрегатним. Під агрегатом розуміється складальна одиниця технічного виробу, що володіє властивостями повної взаємозамінності, незалежного збирання і самостійного виконання визначеної функції у виробках різного призначення [1].

Впровадження АМР забезпечує поліпшення комплексного показника надійності, тобто коефіцієнта готовності технічних виробів, що характеризує імовірність справного стану і чисельно дорівнює [2]

$$A = T / (T + T_{\text{в}}),$$

де  $T$  – середній наробіток на відмовлення,  $T_{\text{в}}$  – середній час відновлення.

Агрегатний метод ремонту дозволяє скоротити значення  $T_{\text{в}}$  і збільшити  $T$ , якщо у виріб встановлюється новий агрегат або з більшим ресурсом, ніж той, що замінюється і відправляється в ремонт [3 – 5].

Оскільки суть АМР полягає в заміні агрегатів, що відмовили, новими або відремонтованими, то основними його перевагами є мінімізація середнього часу відновлення працездатності техніки, простота технологічного устаткування, низькі вимоги до кваліфікації персоналу і супроводжувальної документації, що у повній мірі відповідає сучасним вимогам і умовам ремонту [4].

Діагностичні програми, розроблені на основі рекомендацій [3] і бінарні умовні алгоритми, що використовують, застосовуються на всіх рівнях ремонту. Оскільки середній час відновлення залежить від якості діагностичного забезпечення, то виникає необхідність кількісної оцінки можливих діагностичних помилок. При АМР глибина пошуку дефекту визначається обсягом замінного агрегату, тому діагностичні помилки не повинні перевищувати числа електрорадіоелементів (ЕРЕ), що входять у його склад. Підходи до орієнтовної оцінки відхилення діагнозу від істинного значення ( $\rho$ ) розглянуті в роботах [3, 5]. Ціль даної роботи полягає в одержанні аналітичних вирази для оцінки якості алгоритмів діагностування засобів ТЗІ загального призначення при АМР.

Особливість реалізації АМР полягає в можливості використання алгоритмів діагностування з багатоальтернативними перевірками, що ефективніше бінарних [3, 5]. Якщо при цьому на першому рівні АМР імовірність правильної оцінки результату виконання перевірки ( $p$ ) залежить від модуля вибору алгоритму ( $m$ ), що визначається числом оцінюваних логічних умов (вбудованих засобів діагностування) [3, 5], то на наступних рівнях при діагностуванні блоків і типових елементів заміни (ТЕЗ) із глибиною пошуку дефекту до ЕРЕ застосовуються цифрові засоби вимірювань, що мають постійне значення  $p$  при кожному  $m$ . Ця особливість у відомих роботах [3, 5] раніше не враховувалася.

Для одержання аналітичних виразів з оцінки діагностичних помилок досліджуються неоднорідні алгоритми з убаванням модуля вибору від максимального значення  $2 \leq m \leq M$ , що рекомендується використовувати при ремонті ТЕЗів [3]. Задача звужується при наступних допущеннях і обмеженнях:

діагностичні моделі об'єктів у виді графів інформаційно-енергетичних зв'язків [3] мають гамільтонів шлях;

розглядаються умовні алгоритми діагностування у виді дерев логічних можливостей (ДЛМ) мінімальної досконалої форми [3];

вважається, що при реалізації однієї траєкторії пошуку дефекту за алгоритмом імовірність двох і більш помилок шукача в оцінці результатів виконання перевірок мізерно мала і не враховується.

Дані умови не суперечать рекомендаціям [3]. Таким чином впливає, що при оцінці діагностичних помилок досить враховувати тільки мінімальні відхилення траєкторії пошуку через помилкову оцінку результату виконання однієї з перевірок, що обумовлено властивістю ДЛМ мінімізувати величину відхилення діагнозу.

Математичне очікування значення дискретної випадкової величини  $\rho_i$  при відмовленні елемента  $i = \overline{1, L}$  обчислюється за виразом [3, 5, 6]:

$$\rho_i = \sum_{j=1}^{L-1} \rho_j p_j,$$

де  $\rho_j$  – відхилення діагнозу з імовірністю  $p_j$ , рівній добутку імовірностей подій, що приводять до реалізації пошуку  $j$  (рис. 1).

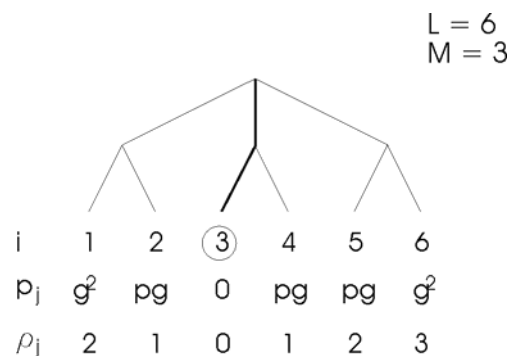


Рисунок 1

Залежність  $\rho_i(i)$  і її складових обчислюється за формулою

$$\rho_i = \sum_{i=1}^k \rho_i(g_i),$$

де  $k$  – середнє число перевірок за алгоритмом;  $\rho_i(g_i)$  – значення відхилення діагнозу при помилках на кроці діагностування  $i$ ,  $1 \leq i \leq K$ ;  $g = 1 - p$  – імовірність помилкової оцінки результату виконання перевірки.

Середнє значення діагностичної помилки

$$\rho_{cp} = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \rho_i. \quad (1)$$

Його аналіз дозволяє установити наступні закономірності (рис. 2):

на величину відхилення діагнозу найбільше впливають помилки на перших кроках пошуку

$$\rho_i(g_j) \geq \rho_i(g_{j+1});$$

мінімум функції  $\rho_i$  досягається при  $i = k!$ ;

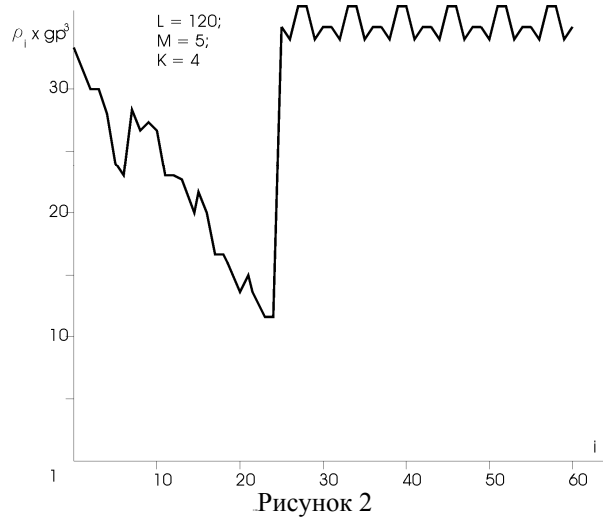


Рисунок 2

функція  $\rho(i)$  симетрична щодо положення в алгоритмі:  $\rho(i) = \rho(L + 1 - i)$ ;

зі збільшенням розмірності об'єкта зменшується імовірність появи мінімальної діагностичної помилки за рахунок збільшення імовірностей появи відхилень діагнозу з великими значеннями.

Аналіз закономірностей зміни значення  $\rho_i$  від розмірності об'єкта і положення діагнозу в алгоритмі дозволяє одержати наступні розрахункові формули:

$$\rho_1 = p^{K-1} g \sum_{i=1}^K i!, \quad \rho_{cp}(1 + K! \leq i \leq 0,5L) = \rho_1 + (K-2)p^{K-1}g,$$

$$\rho_{\max} = \rho(K! < i) + p^{K-1}g, \quad \rho_{\min} = \rho_{\max} - (1 + K!)p^{K-1}g.$$

Подальші перетворення дозволяють спростити отримані аналітичні вирази:

$$\rho_{\max} = \rho_1 + (K-1)p^{K-1}g, \quad \rho_{\min} = \rho_1 + [K(1 - (K-1)!)-2]p^{K-1}g.$$

Застосовуючи лінійну апроксимацію залежності у виді

$$\rho(i) = (b - ai)p^{K-1}g \quad (2)$$

і підставляючи граничні значення при  $i = 1$  й  $i = K!$  одержуємо значення коефіцієнтів:

$$a = \frac{2 + K! - K}{K! - 1}; \quad b = a + \sum_{i=1}^K i!.$$

Використовуючи отримані результати можна обчислити будь-яке значення  $\rho(i)$  з припустимою похибкою, що не перевищує частки відсотка:

$$\rho(i) = \begin{cases} \rho_1 + \frac{(K! + 2 - K)(1 - i)}{K! - 1} p^{K-1} g; & 1 \leq i \leq K! \\ \rho_1 + (K - 2)p^{K-1} g; & K! \leq i \leq 0,5L. \end{cases} \quad (3)$$

Так, наприклад, для  $L = 120$  (рис. 2) по (2) одержуємо:

$$\rho(i) = \begin{cases} \left[ 33 - \frac{22}{33}(i - 1) \right] p^3 g; & 1 \leq i \leq 24 \\ 35 p^3 g; & 25 \leq i \leq 60. \end{cases}$$

Тоді середнє значення діагностичної помилки після підстановки (3) у (1) буде дорівнювати:

$$\rho_{cp} = 0,5L \left[ \sum_{i=1}^{K!} \rho(1 \leq i \leq K!) + \sum_{i=1+K!}^{0,5L} \rho(K! < i \leq 0,5L) \right] \quad (4)$$

Обчислення  $\rho_{cp}$  по (4) приводить до результатів з похибкою, не більшою 0,5 % для  $L = 120$ .

Порівняльний аналіз залежності величини діагностичної помилки від розмірності об'єкта показує можливість спрощення обчислень за рахунок апроксимації функції:

$$\rho_{cp} = (c - aL^2 + bL)gp^{K-1}. \quad (5)$$

Після підстановки в (5) даних прямих обчислень одержуємо систему лінійних рівнянь

$$\begin{cases} 3 = c - 36a + 6b; \\ 8,25 = c - 576a + 24b; \\ 29,65 = c - 14400a + 120b; \end{cases}$$

рішення якої приводить до одержання значень коефіцієнтів:  $a = 0,0006$ ,  $b = 0,3098$ ,  $c = 1,163$ . Їхня підстановка в (5) дозволяє обчислювати середнє значення діагностичних помилок для об'єктів будь-якої розмірності

$$\rho_{cp} = (1,163 - 0,0006L^2 + 0,3098L)gp^{K-1}.$$

Результати досліджень залежності величини діагностичних помилок від розмірності об'єкта при використанні різних алгоритмів локалізації дефектів зведені в табл. 1.

Діагностичні помилки умовних алгоритмів при постійній імовірності правильної оцінки результатів виконання перевірок

Діагностичні помилки	Значення модуля вибору перевірок	
	Постійно, $m = 2$	Убуває, $m_j \geq m_{j+1}$
1	2	3
$\rho_{\min}$	$gp^{K-2}(pA + gB); \quad i = 0,375L;$ $A = L(0,437L - 2)/(L - 4);$ $B = 1,375(K - 1)(L - 3,33)(L - 0,22)/(L - 5,33)$	$[\rho_1 - 2 + K(1 - (K - 1)!)]gp^{K-1};$ $\rho_1 = \sum_{j=1}^K j!; \quad j = K!$
$\rho_{cp}$	$\frac{2gp^{K-2}}{L} \sum_{i=1}^{0,5L} [pA(i) + gB(i)]$	$[2(0,5L - K!)(K - 2 + \rho_1) +$ $+ (\rho_1 + \rho_{\min}/gp^{K-1})K!]gp^{K-1}/L$
$\rho_{\max}$	$gp^{K-2}(L - 1)(p + (K - 1)g); \quad i = 1$	$[(K - 1) + \rho_1]gp^{K-1}; \quad i > K!$
$\rho_i = \rho_{L+1-i}$ $1 \leq i \leq 0,5L$	$gp^{K-2}[pA(i) + gB(i)]$ $A(i) = [4i^2 - 3iL + (L - 2)L]/(L - 4);$ $B(i) = \frac{(K - 1)(2,67i^2 - 2,33(L - 1,14)i + (L - 4)^2)}{(L - 5,33)}$	$\left[ \frac{(K! + 2 - K)(1 - i)}{K! - 1} + \rho_1 \right] gp^{K-1};$ $1 \leq i \leq K!$ $[(K - 2) + \rho_1]gp^{K-1};$ $K! < i \leq 0,5L$

Аналіз діагностичних помилок алгоритмів зі збільшенням модуля вибору перевірок за мірою їх виконання показує, що за своїми характеристиками вони поступаються алгоритмам з убуванням модуля вибору, дослідженим у роботі. Тут, як і для інших алгоритмів, помилки на перших кроках ведуть до більших відхилень діагнозу, чим при помилках на наступних кроках діагностування. Граничні значення діагностичних помилок алгоритмів зі збільшенням модуля вибору обчислюються за формулами (рис. 4):

$$\rho_{\min} \approx p^{K-1} gK!,$$

$$\rho_{\max} = p^{K-1} gL \sum_{i=2}^K \frac{1}{K!}.$$

Порівняння з результатами попередніх досліджень показує явну перевагу неоднорідних алгоритмів з убуванням модуля вибору в міру збільшення глибини пошуку дефектів.

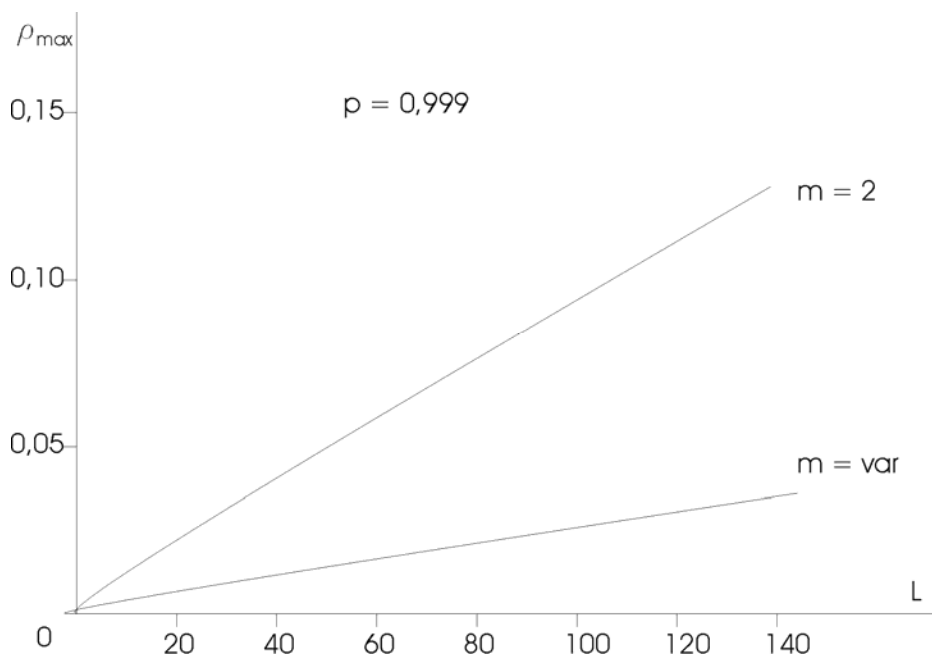


Рисунок 3

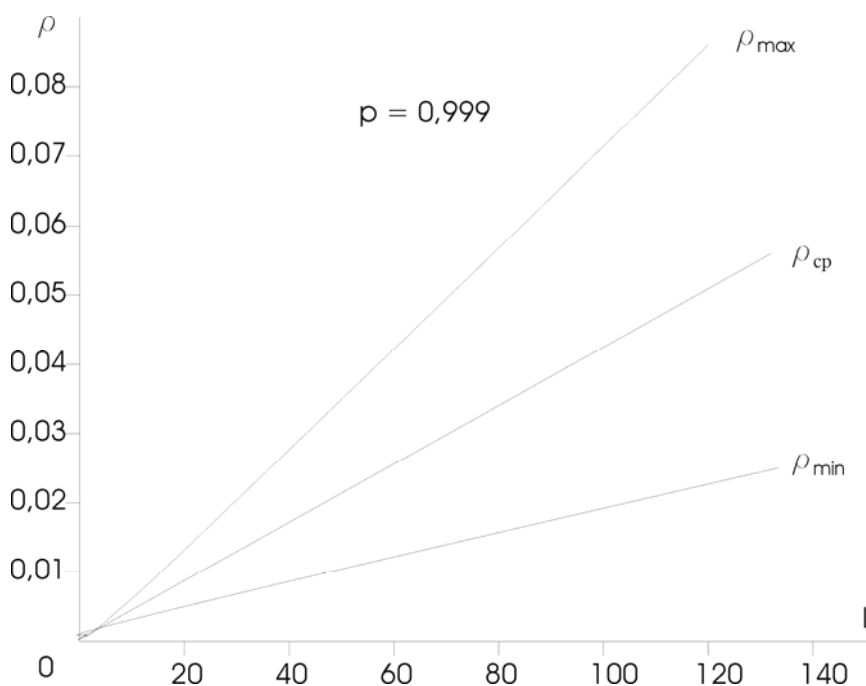


Рисунок 4

Література: 1. ДСТУ В 3576-97 Експлуатація та ремонт військової техніки. Терміни та визначення. – К.: Держстандарт України, 1998. 2. ДСТУ 2860-94 Надійність техніки. Терміни та визначення. – К.: Держстандарт України, 1995. 3. Ксенз С. П. Диагностика и ремонтпригодность радиоэлектронных средств. – М.: Радио и связь, 1989. 4. Рижак В. А., Іващенко О. М. Особливості роботи командирів та інженерно-технічного складу щодо

*продовження терміну експлуатації техніки зв'язку й АСУВ / Інформаційний збірник із*